

*Manuscrit clos en décembre 2004*

## **Dynamiques de pauvreté en Russie : une analyse en termes d'entrées et sorties**

Par

**Matthieu CLEMENT**

Centre d'Economie du Développement (IFReDE-GRES)  
Université Montesquieu-Bordeaux IV  
Avenue Léon Duguit  
33608 Pessac  
Tél : 05 56 84 25 58 ou 05 56 84 29 38  
Fax : 05 56 84 85 06  
[matthieuclement@yahoo.fr](mailto:matthieuclement@yahoo.fr)

### **Résumé :**

La pauvreté en Russie est un phénomène principalement transitoire, signifiant par là même l'existence de nombreux mouvements d'entrées et sorties dans/de la pauvreté. L'analyse des dynamiques de pauvreté requiert par conséquent d'évaluer des probabilités de transition. A cet égard, les modèles de durée offrent certaines promesses dans la mesure où ils visent à évaluer la probabilité d'occurrence d'un évènement, conditionnelle à la durée passée dans un état particulier. Cet article utilise les données longitudinales des enquêtes *Russian Longitudinal Monitoring Survey* afin d'étudier les transitions de pauvreté en Russie entre 1994 et 2000 à l'aide des modèles de durée. Dans un premier temps, l'estimation des probabilités de transition à l'aide d'une méthode non paramétrique montre que les taux d'entrée et de sortie dépendent négativement de la durée des épisodes de non pauvreté et de pauvreté. De plus, même si les taux de sortie sont supérieurs aux taux d'entrée, l'importance des taux de retour dans la pauvreté suggère que la plupart du temps, les sorties ne sont pas définitives. Dans un second temps, nous estimons des modèles logistiques à temps discret, séparément pour les sorties et les entrées, afin d'identifier les facteurs associés aux transitions de pauvreté. Les résultats indiquent d'une part que les caractéristiques du marché du travail sont cruciales dans l'explication des entrées dans la pauvreté, mais ont moins d'influence sur les sorties. D'autre part, nous soulignons la situation paradoxale des ménages de retraités en montrant qu'ils ont une probabilité de rester pauvres plus élevée que la moyenne, mais présente un risque d'entrée dans la pauvreté moindre. Enfin, nous introduisons dans les modèles des variables censées rendre compte de l'influence du comportement stratégique des ménages et insistons sur la distinction entre stratégies de promotion et stratégies de prévention. A titre d'illustration, les résultats indiquent que l'accès à la terre facilite les sorties de pauvreté alors que les transferts publics sont décisifs pour protéger les ménages faisant face à un risque d'entrée dans la pauvreté.

Mots clés : transition économique ; pauvreté ; modèles de durée  
JEL classification : I32 ; P20

## TABLE DES MATIERES

<b>1. INTRODUCTION .....</b>	<b>3</b>
<b>2. SOURCES STATISTIQUES ET EVOLUTION DE LA PAUVRETE.....</b>	<b>4</b>
1. SOURCES STATISTIQUES, SEUIL DE PAUVRETE, BIEN ETRE ET ECHELLE D'EQUIVALENCE.....	4
2. AMPLEUR ET EVOLUTION DE LA PAUVRETE .....	5
<b>3. UNE ESTIMATION NON PARAMETRIQUE DES PROBABILITES DE TRANSITION.....</b>	<b>6</b>
1. FONCTION DE SURVIE ET FONCTION DE HASARD, CONCEPTS CLES DES MODELES DE DUREE .....	7
2. APPLICATION DES MODELES DE DUREE A L'ETUDE DES TRANSITIONS DE PAUVRETE : CADRE METHODOLOGIQUE.....	8
A. <i>Trajectoires de pauvreté</i> .....	8
B. <i>Episodes de pauvreté et de non pauvreté</i> .....	9
3. TAUX DE SORTIE DE LA PAUVRETE .....	11
4. TAUX D'ENTREE ET TAUX DE RETOUR DANS LA PAUVRETE.....	12
<b>4. DETERMINANTS DES TRANSITIONS DE PAUVRETE : L'APPORT DU MODELE LOGISTIQUE A TEMPS DISCRET .....</b>	<b>14</b>
1. OPTIONS ECONOMETRIQUES .....	14
A. <i>Présentation du modèle logistique à temps discret</i> .....	14
B. <i>Spécification des variables explicatives : la prise en compte du comportement stratégique de ménages</i> .....	16
2. EVIDENCE EMPIRIQUE.....	17
A. <i>Déterminants des taux de sortie de la pauvreté</i> .....	17
B. <i>Déterminants des taux d'entrée dans la pauvreté</i> .....	19
<b>5. CONCLUSION .....</b>	<b>21</b>
<b>REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES.....</b>	<b>22</b>
<b>ANNEXES .....</b>	<b>25</b>

## 1. INTRODUCTION

La libéralisation des prix intervenue le 1<sup>er</sup> janvier 1992, composante clé de la thérapie de choc mise en place par le gouvernement sous la tutelle des institutions économiques internationales, marque le commencement de la phase de transition économique en Russie. Cette dernière vise à assurer la « *transformation institutionnelle, légale, politique et administrative d'un système économique fondé sur la propriété d'Etat et la planification centralisée en un système économique fondée sur la propriété privée et l'allocation des ressources par le marché* »<sup>1</sup>. Le processus de réformes, largement inspiré par les préceptes libéraux du Consensus de Washington, s'articule autour de trois volets de mesures [Aslund (1995)]: (i) une politique de libéralisation qui vise à supprimer les contraintes pesant sur les mécanismes de marché et à réduire les barrières commerciales ; (ii) une politique de stabilisation rigoureuse afin de limiter l'inflation liée à la libéralisation ; (iii) une politique de restructuration qui vise à redéfinir le rôle de l'Etat à travers les privatisations. La mise en œuvre de ces réformes a, dans les premières années de la transition, entraîné de profonds bouleversements économiques : effondrement de la production, inflation galopante, privatisations sauvages, développement de mafias, corruption... La crise financière et la dévaluation du rouble de 1998 marquent toutefois un point de rupture. Premièrement, la bonne gestion de la crise, conjuguée à un contexte international favorable, est en grande partie à l'origine du retour de la croissance en 1999, phase d'expansion jusqu'à présent ininterrompue. Deuxièmement, les autorités Russes semblent avoir pris conscience de l'importance à accorder aux objectifs de long terme, et notamment aux aspects institutionnels [Sapir (1999)]. Plusieurs réformes structurelles sont d'ailleurs d'ores et déjà engagées : réforme fiscale, réforme foncière, réforme du système bancaire, réforme des retraites...

Sur un plan social, les conséquences de la transition économique sont désastreuses. Dès 1992, on assiste à une hausse sans précédent de la pauvreté et de l'inégalité. D'après les estimations de Milanovic (1998), la proportion de pauvres en Russie serait passée de 2 % en 1987-1988 à 50 % en 1993-1995 alors que l'indice de Gini, mesure traditionnelle du degré d'inégalité, aurait doublé passant de 0,24 à 0,48. La transition a marqué le passage d'un système égalitaire à une société fortement polarisée où coexistent la nouvelle élite constituée par les « *Nouveaux Russes* » et, au bas de l'échelle, les « *Nouveaux Pauvres* ». Dans le cadre du programme « *Voix des Pauvres* » de la Banque Mondiale, nombreux sont les Russes qui affirment que la transition vers l'économie de marché a signifié pour eux le passage d'une « *vie normale* » que leur assurait tant bien que mal le régime communiste, à une situation de précarité, conséquence de l'effondrement des salaires réels, du développement du chômage et des arriérés de paiements [Levinson *et al.* (2002)]. Plusieurs études ont également montré que la pauvreté en Russie est avant tout un phénomène transitoire, même si parmi les familles pauvres, un certain nombre semble devoir faire face à une privation de long terme [Mroz, Popkin (1995), Lokshin, Popkin (1999), Clément (2003)]. En d'autres termes, la pauvreté n'est pas un phénomène structurel qui aurait été hérité du régime Soviétique et transmis entre générations. Elle est davantage la conséquence de chocs adverses inhérents au processus de réformes, chocs expliquant en grande partie l'existence de mouvements récurrents d'entrées et de sorties dans / de la pauvreté.

Cet article vise à prolonger l'analyse dynamique de la pauvreté à partir des données de panel des enquêtes *Russian Longitudinal Monitoring Survey* (RLMS) entre 1994 et 2000. Il s'agira plus précisément d'analyser les mouvements d'entrée dans la pauvreté et de sortie de la pauvreté. A cet égard, l'analyse de durée semble offrir un cadre empirique approprié. Les modèles de durée mettent en relation le temps d'attente jusqu'à l'occurrence d'un événement

---

<sup>1</sup> Sachs (1996), p. 128.

particulier et la probabilité d'occurrence de cet évènement. Ils ont un champ d'application très vaste qui va de la biologie aux sciences politiques en passant par la démographie et l'économie et offrent un panel de modélisations très large. Appliqués à l'analyse de la pauvreté, ils s'attachent à évaluer la probabilité de sortie (ou d'entrée) de (dans) la pauvreté, probabilité conditionnelle à la durée passée en situation de pauvreté (non pauvreté).

Les sources statistiques et les éléments méthodologiques requis pour l'estimation de la pauvreté monétaire sont présentés dans une première partie. Dans une deuxième partie, après avoir introduit les notions de base de l'analyse de durée, nous proposons une estimation non paramétrique des taux de sortie, d'entrée et de retour de / dans la pauvreté. Finalement, la troisième partie développe une investigation économétrique des déterminants des probabilités de transition, à partir de régressions logistiques à temps discret, dont nous aurons préalablement présenté les éléments conceptuels fondamentaux.

## 2. SOURCES STATISTIQUES ET EVOLUTION DE LA PAUVRETE

L'objet de ce paragraphe est de présenter brièvement les concepts clés nécessaires à l'analyse des dynamiques de pauvreté. A cet égard, il s'agira en premier lieu de spécifier l'indicateur de bien être et le seuil de pauvreté adoptés, mais également de discuter de la structure de panel des données RLMS. Il conviendra en second lieu d'évaluer l'ampleur et l'évolution de la pauvreté en Russie sur la période 1994-2000.

### 1. Sources statistiques, seuil de pauvreté, bien être et échelle d'équivalence

Les données utilisées dans la présente étude sont issues des vagues 5 (novembre 1994), 7 (octobre 1996), 8 (octobre 1998) et 9 (septembre 2000) des enquêtes *Russian Longitudinal Monitoring Survey*<sup>2</sup>. L'échantillon initial de 1994 comprenant 3973 ménages, soit 11000 individus, a été déterminé par stratification multiple : quatre niveaux de stratification avec tirage aléatoire pour le dernier niveau de stratification<sup>3</sup>. Les informations collectées au niveau des ménages fournissent des informations détaillées sur les conditions de vie (revenus, dépenses, conditions de logement, accès à la terre) alors que celles portant sur les individus concernent l'emploi, la santé et la migration. Les données des enquêtes RLMS ont une structure de panel, en ce sens qu'un certain nombre de ménages a été interrogé à plusieurs reprises. Il est ainsi possible de construire un panel, dit équilibré, comprenant les ménages interrogés aux quatre périodes retenues. Il ne s'agit toutefois pas d'un panel pur dans la mesure où plusieurs ménages n'ont pu être interviewés à toutes les vagues. Certaines familles ont déménagé entre deux enquêtes ; d'autres n'existent plus (suite à une séparation ou un décès) ; enfin certaines ont pu refuser de coopérer une fois de plus. Dans chacun des cas, une observation est perdue. L'échantillon de panel construit à partir de nos quatre vagues de données comprend seulement 2088 ménages, présents à toutes les périodes. Les taux d'usure entre les échantillons initiaux et l'échantillon de panel présentent par conséquent des valeurs supérieures à 40 % [Tableau 1]. Cette usure importante pèse sur la représentativité et peut être à l'origine d'un *biais de sélection* s'il apparaît que les raisons pour avoir quitté l'échantillon sont corrélées à la variable d'intérêt.

---

<sup>2</sup> Les enquêtes RLMS ont été conjointement diligentées par le Goskomstat, l'Université de Caroline du Nord, le Centre Russe de Médecine Préventive et l'Institut Russe de Sociologie avec l'assistance technique de la Banque Mondiale et de l'Agence Américaine pour le Développement International. Précisons que nous n'utilisons pas les données de la vague 6 (octobre 1996) des enquêtes RLMS de manière à conserver un intervalle de temps régulier entre deux vagues (2 ans).

<sup>3</sup> Pour plus de précisions sur la méthode d'échantillonnage, voir Swafford (1997).

Les définitions utilisées pour l'analyse des dynamiques de pauvreté sont standards. L'unité d'analyse étant le ménage, le bien-être est appréhendé par les dépenses de consommation des ménages. Dans le cadre des RLMS, l'indicateur de dépenses, exprimé en terme réel, prend en compte toutes les dépenses monétaires en biens (alimentaires et non alimentaires) et services ainsi que la valeur imputée de l'autoconsommation. Il inclut également le montant de l'épargne, suggérant que l'on raisonne en terme de consommation *potentielle* et non de consommation courante. Afin de prendre en compte les différences de taille et de composition démographique, l'indicateur de dépense est divisé par l'échelle d'équivalence de l'OCDE, dont l'expression est la suivante:

$$EQ_{OCDE} = (1 + 0,7.A + 0,5.E)^{0,7} \quad (1)$$

$A$  et  $E$  représentent respectivement le nombre d'adultes après le premier adulte et le nombre d'enfants dans le ménage. L'indicateur ainsi obtenu est la dépense des ménages en équivalent adulte.

La ligne de pauvreté retenue est le *seuil minimum de subsistance*, ligne officielle créée dès 1918. Révisée en 1992 suite à l'hyperinflation provoquée par la libéralisation des prix, elle tient désormais compte des standards caloriques internationaux de l'OMS et de la FAO. Elle représente le montant monétaire nécessaire pour assurer le minimum nutritionnel et les besoins quotidiens d'un individu (fuel, loyer, énergie...).<sup>4</sup> Elle est réévaluée tous les mois pour tenir compte de l'évolution des prix<sup>5</sup>. Les valeurs du seuil minimum de subsistance pour les quatre vagues de données s'élèvent respectivement pour chaque vague d'enquête à 1828, 1755, 1432 et 1555 roubles par adulte et par mois. Finalement, afin de raisonner à partir d'un seuil de pauvreté unique de 1828 roubles par mois, nous avons choisi de convertir toutes les dépenses aux prix de 1994, en utilisant le rapport des seuils de pauvreté comme déflateur.

## 2. Ampleur et évolution de la pauvreté

Les valeurs des indices FGT<sup>6</sup> pour les quatre années, reportées dans le tableau 1 révèlent des divergences assez sensibles en termes de niveaux de pauvreté, entre les estimations issues des échantillons initiaux et celles issues du panel. Ainsi, l'incidence de la pauvreté évaluée à partir de l'échantillon initial en 1994 est supérieure de plus d'un point par rapport aux estimations issues du panel. Pour les années suivantes, la logique est inverse puisque la pauvreté est surestimée à partir du panel. L'écart est même supérieur à deux points en 2000. En d'autres termes, le fait que les ménages ayant quitté l'échantillon entre 1998 et 2000 soient principalement non pauvres peut suggérer l'existence d'une usure non aléatoire et donc d'un biais de sélection<sup>7</sup>.

<sup>4</sup> Précisons que la part destinée aux produits alimentaires est prépondérante : elle atteint 68,3 % pour seulement 19,1 % pour les produits non alimentaires, 7,4 % pour les services et 5,2 % pour les impôts et paiements. En 2000, le Ministère du travail et le Goskomstat ont proposé une nouvelle méthode de calcul du seuil minimum de subsistance accordant plus de poids aux produits non alimentaires et aux services.

<sup>5</sup> Pour les valeurs mensuelles du seuil minimum de subsistance, voir *Russian Economic Trends* (2000).

<sup>6</sup> L'expression générale des indices de la classe FGT est  $P_\alpha = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q [(z-y_i)/z]^\alpha$  avec  $n$  le nombre de ménages,  $q$  le nombre de ménages pauvres,  $y_i$  la dépense en équivalent adulte du ménage  $i$ ,  $z$  le seuil de pauvreté et  $\alpha$  un paramètre d'aversion pour la pauvreté. En fonction de la valeur du paramètre  $\alpha$  on peut distinguer plusieurs indices caractéristiques, les « trois 'i' de la pauvreté » : l'incidence  $P_0$ , l'intensité  $P_1$  et l'inégalité  $P_2$  [Foster, Greer, Thorbecke (1984)].

<sup>7</sup> Pour une discussion plus précise sur le problème d'usure des données RLMS, se référer à Swafford (1997), Jovanovic (2000).

**Tableau 1 : Indices FGT pour les échantillons initiaux et le panel<sup>1</sup>. Russie 1994-2000.**

	1994		1996		1998		2000	
	Round	Panel	Round	Panel	Round	Panel	Round	Panel
Incidence $P_0$	14,40	13,04	23,08	24,17	27,56	28,66	22,31	25,05
Intensité $P_1$	5,48	4,55	9,18	9,42	10,51	10,95	7,43	8,18
Inégalité $P_2$	2,98	2,35	5,15	5,18	5,76	5,96	3,68	4,00
Nombre de ménages	3763	2088	3560	2088	3622	2088	3777	2088
Taux d'usure	44,5 %		41,4 %		42,3 %		44,7 %	

Notes : (1) Indices de pauvreté calculés à partir de la dépense des ménages en équivalent adulte.

Source : à partir des données RLMS.

Les deux types d'estimations dégagent toutefois une tendance similaire. A long terme, d'une part, la pauvreté s'est sensiblement accrue. L'incidence estimée à partir des échantillons initiaux a augmenté de près de huit points, passant de 14,4 % à 22,3 %. Cette dégradation des conditions de vie de la population est encore plus nette à partir des estimations issues du panel. La thérapie de choc, mise en place conjointement par les autorités Russes et les institutions économiques internationales, a eu d'évidentes répercussions sociales en provoquant l'effondrement des salaires réels, la hausse du chômage et le creusement des inégalités. Au regard des évolutions intermédiaires, deuxièmement, il est possible de distinguer deux phases. Dans un premier temps, la pauvreté a fortement augmenté pour atteindre un maximum en novembre 1998, seulement quelques mois après la crise financière. A cette date, l'incidence de la pauvreté  $P_0$ , par exemple, s'établit autour de 28 %. Précisons néanmoins que la hausse de la pauvreté est moindre entre 1996 et 1998 qu'entre 1994 et 1998. Dans un second temps, on a assisté à une diminution assez sensible de la pauvreté, puisque son ampleur en 2000 semble inférieure à celle de 1996, en tout cas en termes d'intensité ( $P_1$ ) et d'inégalité ( $P_2$ ). Ce retournement de tendance est largement imputable au retour de la croissance en 1999, lui même induit par la réorientation post-crise de la politique économique et sociale.

### 3. UNE ESTIMATION NON PARAMETRIQUE DES PROBABILITES DE TRANSITION

Les premières applications des modèles de durée en économie se sont attachées à décrire la durée du chômage, notamment à travers les travaux de Lancaster [Lancaster (1979)]. Les investigations relatives à la pauvreté sont plus récentes et concernent, pour l'essentiel, les pays industrialisés. Il convient en particulier de citer les articles de référence de Bane, Ellwood (1986) et de Stevens (1994) pour les Etats-Unis. Plus récemment, une littérature féconde s'est développée autour des données BHPS (*British Household Panel Survey*) de la Grande Bretagne [Jarvis, Jenkins (1997), Jenkins (2000), Devicienti (2001)]. Par contre, l'utilisation des modèles de durée pour l'étude de la pauvreté dans les pays en développement et dans les pays en transition n'en est qu'à ses balbutiements, et ce essentiellement parce que les données de panel couvrant une période suffisamment longue restent peu nombreuses dans ces pays. L'analyse des transitions de pauvreté à partir des modèles de durée suppose en premier lieu d'introduire les concepts de fonctions de survie et

de hasard. En outre, le recours à ces techniques pour l'analyse des dynamiques de la pauvreté n'est pas sans poser un certain nombre de problèmes conceptuels du fait de la spécificité même du phénomène de pauvreté. Aussi importera-t-il en second lieu de spécifier les différentes options méthodologiques qui sous-tendent notre étude. Troisièmement, la mise en œuvre d'une simple méthode non paramétrique permettra d'estimer les probabilités de sortie, d'entrée et de retour de / dans la pauvreté et d'évaluer la dépendance à la durée de ces trois événements, pour la Russie, sur la période 1994-2000.

## 1. Fonction de survie et fonction de hasard, concepts clés des modèles de durée

Les modèles de durée ou de survie (*survival models*) ont un double objectif. Ils visent d'une part à analyser la durée passée dans un état ou une situation particulière, et d'autre part à étudier la transition d'une situation à une autre [Le Goff, (2003)]. Cette notion de transition suppose l'existence d'un événement qui délimite la situation d'origine de la situation d'arrivée. Il convient, afin de fixer les idées, de présenter quelques éléments de formalisation<sup>8</sup>.

Soit  $T$  une variable aléatoire continue et non négative représentant le « temps d'attente » depuis un temps  $t_0$  jusqu'à l'occurrence d'un événement. Si l'on considère que  $t$  est une réalisation de  $T$ , à  $T$  sont associées : (i) une fonction de distribution cumulée  $F(t)$  avec  $F(t) = Pr \{T \leq t\}$  ; (ii) une fonction de densité de probabilité  $f(t)$  avec  $f(t) = dF(t)/dt$ . La *fonction de survie ou de séjour*, notée  $S(t)$ , complément de  $F(t)$ , mesure la probabilité que l'événement considéré ne se soit pas produit au bout d'une durée  $t$ . Elle est donnée par :

$$S(t) = Pr \{T > t\} = 1 - F(t) \quad (2)$$

La distribution de la variable aléatoire  $T$  peut également être caractérisée par la *fonction de hasard* ou le taux instantané d'occurrence de l'événement  $\lambda(t)$ . Son expression générale est :

$$\lambda(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{Pr\{t < T \leq t + dt / T > t\}}{dt} \quad (3)$$

Le numérateur mesure la probabilité conditionnelle d'occurrence de l'événement dans l'intervalle de temps  $\{t ; t + dt\}$  sachant qu'il ne s'est pas produit avant ; le dénominateur représente la durée de l'intervalle. L'expression de la fonction de hasard peut être modifiée comme suit<sup>9</sup> :

$$\lambda(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{F(t + dt) - F(t)}{S(t)dt} = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (4)$$

En outre, sachant que  $-f(t)$  est la dérivée de  $S(t)$ , le taux de hasard s'écrit également :

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{S(t)} = \frac{dF(t)/dt}{S(t)} = -\frac{dS(t)}{S(t)} = -\frac{d \log S(t)}{dt} \quad (5)$$

Précisons que le taux de hasard est une densité conditionnelle<sup>10</sup>. Il mesure le risque de connaître l'événement au bout d'un temps  $t$  sachant que l'on ne l'a pas connu jusqu'alors.

<sup>8</sup> La présentation suit Courgeau, Lelièvre (1989), pp. 26-27.

<sup>9</sup> Il s'agit en fait d'appliquer la formule de Bayes sur les probabilités conditionnelles.

<sup>10</sup> Le taux de hasard n'est pas une probabilité au sens strict du terme sachant que sa valeur estimée peut être supérieure à 1.

Le concept de fonction de hasard permet de proposer une définition relativement claire de la *dépendance à la durée* [Kiefer (1988)]. On considère qu'il y a dépendance positive à la durée en  $t^*$  si  $[d \lambda(t)/dt] > 0$  pour  $t = t^*$ , autrement dit si le risque de connaître l'évènement augmente avec le temps d'attente. De manière symétrique, il y a dépendance négative à la durée en  $t^*$  si  $[d \lambda(t)/dt] < 0$  pour  $t = t^*$ , c'est-à-dire si le risque diminue avec le temps d'attente.

## 2. Application des modèles de durée à l'étude des transitions de pauvreté : cadre méthodologique

### A. Trajectoires de pauvreté

L'analyse des différentes situations auxquelles les ménages sont susceptibles de faire face sur l'ensemble de la période d'étude, exige d'introduire le concept de trajectoire de pauvreté (*poverty pattern*). Dans le cas où l'on dispose de quatre vagues de données, une trajectoire de pauvreté est définie comme une séquence de quatre chiffres traduisant le statut de pauvreté de chaque ménage aux quatre périodes considérées, une valeur 1 traduisant une situation de pauvreté et une valeur 0 une situation de non pauvreté. Ainsi, un ménage présentant une trajectoire de la forme 0011 est non pauvre durant les deux premières périodes et pauvre au cours des deux suivantes. Il est possible de construire seize trajectoires de pauvreté. Le tableau 2 présente la répartition des ménages en fonction de ces différentes trajectoires.

**Tableau 2 : Trajectoires de pauvreté des ménages<sup>1</sup>. Russie 1994-2000.**

Trajectoire de pauvreté	Effectifs	%	Trajectoire de pauvreté	Effectifs	%
0000	1039	49,8	0110	97	4,6
1000	61	2,9	0101	55	2,6
0100	124	5,9	0011	92	4,4
0010	169	8,1	1110	18	0,9
0001	138	6,6	1101	22	1,1
1100	19	0,9	1011	32	1,5
1010	23	1,1	0111	102	4,9
1001	28	1,3	1111	69	3,3
			Total	2088	100,0

Notes : (1) Séquence de quatre chiffres traduisant le statut de pauvreté des ménages à chaque période du panel : 1 si le ménage est pauvre, 0 sinon.

Source : à partir des données RLMS. Panel équilibré (2088 ménages).

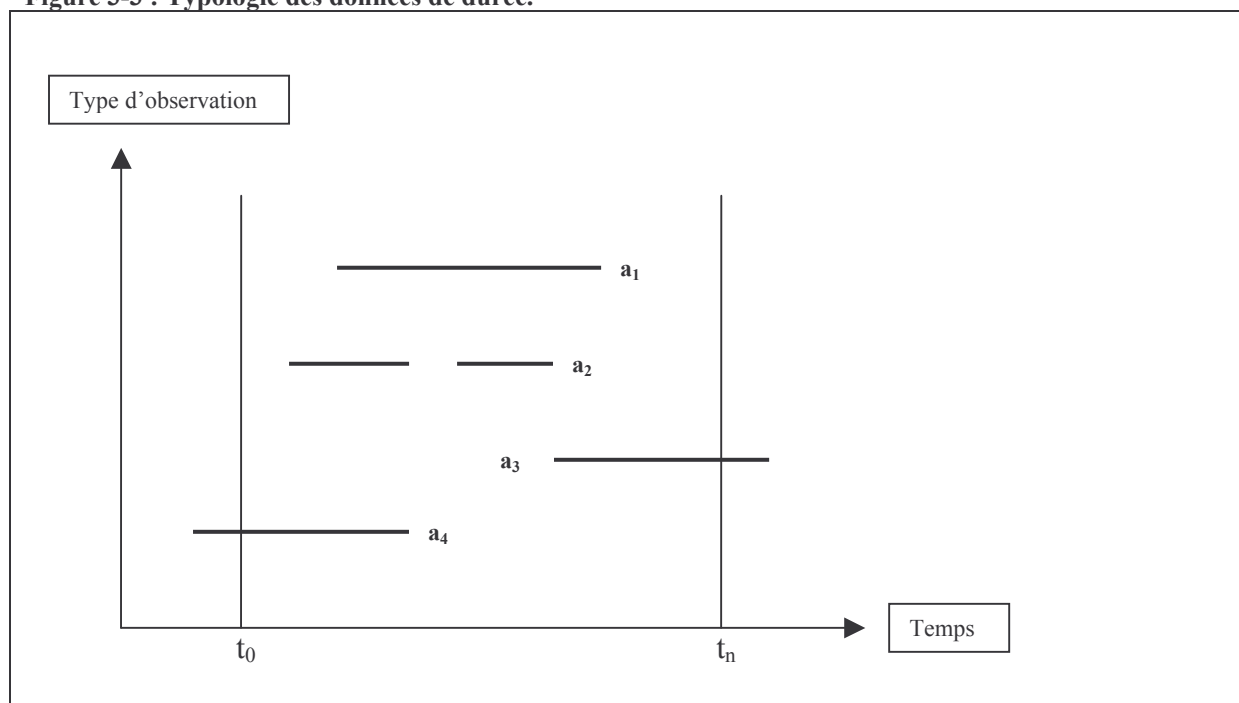
Les trajectoires de pauvreté présentent un intérêt certain, en particulier pour appréhender la répartition entre la pauvreté chronique et la pauvreté transitoire. A partir du tableau 2, trois catégories de ménages peuvent être identifiées : les ménages pauvres à toutes les périodes (*pauvres chroniques ou persistants*), les ménages pauvres à certaines dates (*pauvres transitoires ou temporaires*) et les ménages qui n'ont jamais connu de situation de pauvreté (*non pauvres*). La mise en œuvre d'une telle décomposition, qui a fait l'objet d'un travail précédent, montre qu'en Russie la pauvreté est avant tout un phénomène transitoire. La part des ménages en situation de pauvreté temporaire atteint 46,9 % alors que seuls 3,3 % sont en situation de pauvreté persistante, les 49,8 % restant n'ayant

jamais connu la pauvreté [Clément (2003)]<sup>11</sup>. L'examen des trajectoires de pauvreté révèle également que la proportion de ménages ayant subi une entrée dans la pauvreté diminue dans le temps. Ainsi, 18,1 % des ménages sont entrés dans la pauvreté entre 1994 et 1996, 15,1 % entre 1996 et 1998 et 11,6 % entre 1998 et 2000. La tendance est opposée pour les sorties puisque les proportions sont respectivement de 6,9 %, 10,5 % et 14,7 % pour les trois périodes. Ces résultats indiquent que les dynamiques sociales de long terme sont plutôt favorables, et ce, en dépit de la crise financière de 1998.

### B. *Episodes de pauvreté et de non pauvreté*

L'examen de la durée de la pauvreté ou de la non pauvreté nécessite, dans un second temps, de définir les concepts d'épisodes de pauvreté (*poverty spells*) et d'épisodes de non pauvreté (*non poverty spells*). Ils représentent en fait le temps d'attente jusqu'à l'occurrence de l'évènement, à savoir la sortie de la pauvreté pour les épisodes de pauvreté et l'entrée dans la pauvreté pour les épisodes de non pauvreté. Plus précisément, un épisode de pauvreté débute la première fois que le bien-être est inférieur au seuil de pauvreté, après avoir été au dessus, et se termine lorsque le bien-être devient supérieur au seuil de pauvreté, après avoir été en dessous [Bane, Ellwood (1986)]. Un épisode de pauvreté est donc délimité par une transition *dans* la pauvreté (entrée) et une transition *hors* de la pauvreté (sortie). De manière symétrique, il est possible de définir un épisode de non pauvreté. En définitive, il convient de distinguer deux aspects dans l'analyse des transitions de pauvreté. L'application d'une analyse de survie sur les épisodes de pauvreté conduit à étudier l'évènement « *sortie de la pauvreté* », alors que l'application aux épisodes de non pauvreté centre l'analyse sur l'évènement « *entrée dans la pauvreté* ».

**Figure 3-3 : Typologie des données de durée.**



Source : d'après Kiefer (1988).

<sup>11</sup> Précisons toutefois que la catégorie des pauvres temporaires est particulièrement hétérogène puisqu'elle comprend à la fois les ménages pauvres à une seule période et les ménages pauvres à trois périodes. Les ménages pauvres durant une, deux et trois périodes représentent, respectivement, 23,6 %, 15 % et 8,3 % de l'ensemble des ménages.

Plusieurs problèmes méthodologiques se posent compte tenu de la spécificité du phénomène de pauvreté. La figure 1 synthétise les différentes formes d'épisodes. Les épisodes du type  $a_1$  sont *complets* en ce sens qu'on observe, durant la période d'étude (entre  $t_0$  et  $t_n$ ), le moment de l'entrée et de la sortie dans / de la pauvreté. En revanche, les observations du type  $a_2$ ,  $a_3$  et  $a_4$  sont plus problématiques.

Les observations du type  $a_2$ , premièrement, traduisent la possibilité pour un ménage de faire face à des épisodes de pauvreté ou de non pauvreté multiples. A titre d'illustration, un ménage avec une trajectoire de la forme 1010 ou 0101 présente à la fois un double épisode de pauvreté et un double épisode de non pauvreté. Le tableau 2, affichant la répartition des ménages selon les trajectoires de pauvreté, indique 7,7 % d'entre eux ont connu un double épisode de pauvreté sur la période 1994-2000 et 22,3 % un double épisode de non pauvreté<sup>12</sup>. La prise en compte des épisodes multiples impose de passer d'un fichier en termes de ménages à un fichier en termes d'épisodes. Il conviendra par exemple d'attribuer deux observations à un ménage connaissant deux épisodes de pauvreté ou de non pauvreté.

Le second problème concerne les *épisodes censurés ou tronqués*, c'est-à-dire graphiquement, les observations de type  $a_3$  et  $a_4$ <sup>13</sup>. Un épisode est dit censuré ou tronqué à droite ( $a_3$ ) si l'on n'observe pas l'évènement étudié durant la période d'étude. Les observations censurées à droite correspondent aux trajectoires de la forme xxx1 et xxx0, respectivement pour les épisodes de pauvreté et les épisodes de non pauvreté. A l'opposé, on dit d'un épisode qu'il est censuré ou tronqué à gauche ( $a_4$ ) lorsque la date d'entrée dans la pauvreté ou la non pauvreté n'est pas connue. Ils correspondent aux trajectoires du type 1xxx pour les épisodes de pauvreté et 0xxx pour les épisodes de non pauvreté. Un des avantages des modèles de durée est de corriger le biais introduit par la présence d'observations censurées à droite. La mise en œuvre d'une simple estimation non paramétrique permet notamment d'évaluer les taux de survie et de hasard en intégrant les épisodes censurés à droite<sup>14</sup>. Les modèles de survie, en revanche, ne permettent pas de traiter correctement les épisodes censurés à gauche. Ceci justifie le choix de nombreux auteurs de les exclure [Jenkins (2000), Devicienti (2001)]. Il convient de remarquer que si l'on s'intéresse aux épisodes de non pauvreté et donc à l'évènement « entrée dans la pauvreté », l'exclusion des épisodes censurés à gauche suggère que l'on parle de risque de *retour* dans la pauvreté puisque chaque épisode de non pauvreté succède à un épisode de pauvreté. Il s'agit donc de mesurer le risque d'entrée dans la pauvreté pour ceux qui l'ont déjà connue. La démarche consistant à laisser de côté les observations tronquées à gauche présente cependant une limite importante. Elle conduit à une sous estimation de la durée de la pauvreté ou de la non pauvreté. Prenons l'exemple des épisodes de non pauvreté. Le fait d'exclure les censures à gauche implique de ne pas prendre en compte les épisodes couvrant les quatre périodes du panel [0000]. Ceci conduit fort logiquement à sous-évaluer la durée de la non pauvreté et donc à biaiser les estimations des taux de hasard.

---

<sup>12</sup> Il y a double épisode de pauvreté pour les trajectoires de la forme 1010, 1001, 0101, 1101 et 1011 et double épisode de non pauvreté pour les trajectoires de la forme 0100, 0010, 1010, 0110 et 0101.

<sup>13</sup> Précisons que certains épisodes peuvent présenter une double censure. La trajectoire 1111 correspond par exemple à un épisode de pauvreté à la fois censuré à gauche et à droite. De manière symétrique, la trajectoire 0000 correspond à un épisode de non pauvreté à double censure.

<sup>14</sup> Deux méthodes d'estimation non paramétriques peuvent être implémentées. La méthode de *Kaplan-Meier*, d'une part, considère le temps de manière continue et suppose donc qu'un évènement se produise strictement à un instant  $t$ . Par contre, si les données dont l'on dispose concernent des unités de temps larges il convient d'adopter une méthode d'estimation actuarielle. Cette deuxième technique suppose que l'évènement d'intérêt se réalise dans un *intervalle* de temps, l'année par exemple, et semble à cet égard davantage adaptée aux données sur la durée de la pauvreté, discrètes par nature. La méthode d'estimation actuarielle utilisée dans le présent article est présentée dans l'annexe 1. Pour une présentation de la méthode de Kaplan-Meier, se reporter à Courgeau, Lelièvre (1989) et Le Goff, Forney (2003a).

Le troisième et dernier problème est relatif à la définition des transitions de pauvreté. La pauvreté n'est pas un état clairement défini (comme peut l'être le chômage par exemple), en ce sens qu'elle dépend du choix de la ligne de pauvreté, grandeur largement arbitraire. De faibles fluctuations du bien-être peuvent en effet entraîner le passage d'un état à un autre, sans que dans la réalité la situation ait significativement évolué. En vue de palier ce problème, plusieurs ajustements ont été proposés. Nous retiendrons ici la méthode de Bane, Ellwood (1986) qui préconise d'éliminer les épisodes de pauvreté ou de non pauvreté d'une période s'ils débutent ou se terminent par une variation du bien-être, en valeur absolue, inférieure à la moitié de la ligne de pauvreté.

En définitive, afin de tenir compte des différents questionnements méthodologiques précédents, deux estimations seront menées, à la fois pour les épisodes de pauvreté et pour les épisodes de non pauvreté : (i) une première estimation prenant en compte les épisodes censurés à gauche ; (ii) une seconde estimation sans les épisodes censurés à gauche et pour laquelle les transitions auront été ajustées selon la méthodologie de Bane, Ellwood. En outre, les différentes estimations seront mises en œuvre pour l'ensemble de la Russie et pour les milieux urbain et rural.

### 3. Taux de sortie de la pauvreté

Les tableaux 3 et 4 présentent respectivement les estimations des taux de sortie lorsque les observations censurées à gauche sont conservées et lorsqu'elles sont exclues. Dans ce dernier cas, les transitions ont été corrigées selon la méthodologie de Bane, Ellwood (1986). Les résultats au niveau national font état d'une dépendance négative à la durée assez nette : un ménage a d'autant moins de chances de quitter la pauvreté que le temps qu'il y a passé est important. Si l'on se réfère au premier tableau, le taux de sortie de la pauvreté après la première période est de 0,62 alors qu'il n'est plus que de 0,14 après trois périodes en situation de pauvreté. La tendance est la même, quoique de moindre ampleur, lorsque les épisodes censurés à gauche sont exclus [Tableau 4] : les taux de hasard au bout d'une et de deux périodes passées dans la pauvreté sont respectivement de 0,56 et 0,45.

**Tableau 3 : Taux de survie et taux de sortie de la pauvreté pour tous les types d'épisodes de pauvreté<sup>1</sup>. Russie 1994-2000.**

Nombre de vagues dans la pauvreté	National		Urbain		Rural	
	Taux de survie	Taux de sortie	Taux de survie	Taux de sortie	Taux de survie	Taux de sortie
1	0,5264	0,6205	0,5077	0,6530	0,5621	0,5607
2	0,3397	0,4313	0,3348	0,4105	0,3480	0,4706
3	0,2954	0,1395	0,2954	0,1250	0,2932	0,1707
N <sup>2</sup>	1209		784		425	
Test de Wilcoxon <sup>3</sup>					3,50 (0,0614)*	

Notes : (1) Estimation par la méthode actuarielle. Episodes de pauvreté censurés à gauche (c'est-à-dire trajectoires du type 1xxx) conservés. (2) Nombre d'épisodes de pauvreté. (3) Le test de Wilcoxon permet de tester la significativité des différences de taux de survie entre les milieux urbain et rural.

\* significatif à 10 %, \*\* significatif à 5 %, \*\*\* significatif à 1 %.

Source : à partir des données RLMS.

**Tableau 4 : Taux de survie et taux de sortie de la pauvreté pour les épisodes de pauvreté non censurés à gauche<sup>1</sup>. Russie 1994-2000.**

Nombre de vagues dans la pauvreté	National		Urbain		Rural	
	Taux de survie	Taux de sortie	Taux de survie	Taux de sortie	Taux de survie	Taux de sortie
1	0,56	0,5641	0,5349	0,6060	0,6053	0,4918
2	0,3519	0,4565	0,3454	0,4307	0,5979	0,5033
N <sup>2</sup>	840		531		309	
Test de Wilcoxon <sup>3</sup>			4,404 (0,0359)**			

Notes : (1) Estimation par la méthode actuarielle. Episodes de pauvreté censurés à gauche (c'est-à-dire trajectoires du type 1xxx) exclus. Les transitions ont été ajustées selon la méthodologie de Bane, Ellwood (1986). (2) Nombre d'épisodes de pauvreté. (3) Le test de Wilcoxon permet de tester la significativité des différences de taux de survie entre les milieux urbain et rural.

\* significatif à 10 %, \*\* significatif à 5 %, \*\*\* significatif à 1 %.

Source : à partir des données RLMS.

La statistique de Wilcoxon, respectivement significative à 10 % et 5 %, indique l'existence de disparités urbain / rural. Le taux de sortie après une période de pauvreté est sensiblement supérieur dans le milieu urbain. Ce résultat traduit le dynamisme des villes probablement lié à l'existence d'opportunités sur le marché du travail. L'idée sous-jacente est que les villes sont les premières bénéficiaires d'un processus de croissance économique. Cependant, pour des durées passées dans la pauvreté supérieures, le taux de sortie de la pauvreté en zones rurales excède celui du milieu urbain. En fait, il apparaît que le taux de sortie décroît beaucoup moins vite dans le milieu rural, autrement dit que la dépendance à la durée négative y est moins marquée. Ainsi, d'après le tableau 3, les taux de sortie après une et trois périodes passent respectivement de 0,65 à 0,12 en milieu urbain et seulement de 0,56 à 0,17 en milieu rural. Lorsque les épisodes censurés à gauche sont exclus, on peut même parler d'*indépendance à la durée* dans les zones rurales puisque le taux de sortie stagne autour de 0,50.

#### 4. Taux d'entrée et taux de retour dans la pauvreté

Dans les tableaux 5 et 6 sont reportées respectivement les estimations des taux d'entrée et de retour dans la pauvreté. Au regard du tableau 5, il apparaît que le taux d'entrée dans la pauvreté présente une dépendance négative à la durée : plus un individu reste hors de la pauvreté, moins il a de chances d'y entrer. En outre, les taux d'entrée sont nettement plus faibles que les taux de sortie et la dépendance à la durée négative semble également moins accentuée. Ainsi, les taux d'entrée après une et trois période(s) de non pauvreté atteignent respectivement 0,21 et 0,12. La faiblesse relative des taux d'entrée est imputable aux épisodes de non pauvreté de 4 périodes (0000) qui représentent 64,6 % de l'ensemble des épisodes. Leur prise en compte tend en effet à surestimer la durée passée hors de la pauvreté. L'analyse sectorielle, si l'on se réfère au test de Wilcoxon, ne fait pas apparaître de différences significatives entre les milieux urbain et rural.

Si l'on raisonne désormais en terme de retour dans la pauvreté [Tableau 6], il apparaît que le risque de connaître à nouveau la pauvreté après une période passée hors de la pauvreté est très élevé puisqu'il atteint 0,86 au niveau national. Ce risque chute par contre à 0,19 après deux périodes passées hors de la pauvreté. Ce résultat, conjugué à l'importance des taux de sortie, suggère l'existence de nombreux mouvements de sorties et de retours et corrobore donc la nature transitoire de la pauvreté en Russie. L'analyse en fonction du milieu révèle par

ailleurs de fortes disparités, disparités significatives à 1 % d'après le test de Wilcoxon. Après une période, le taux de retour atteint 0,94 en zones urbaines pour seulement 0,70 en zones rurales. Ce résultat traduit la fragilité des zones urbaines à court terme, et suggère que l'existence d'opportunités pour les ménages pauvres dans les villes est relativisée par un fort degré d'insécurité économique. En revanche, à plus long terme, c'est-à-dire après deux périodes, les taux de retour dans la pauvreté pour les deux secteurs sont voisins et s'établissent autour de 0,19.

**Tableau 5 : Taux de survie et taux d'entrée dans la pauvreté<sup>1</sup>. Russie 1994-2000.**

Nombre de vagues hors de la pauvreté	National		Urbain		Rural	
	Taux de survie	Taux d'entrée	Taux de survie	Taux d'entrée	Taux de survie	Taux d'entrée
1	0,8090	0,2112	0,8041	0,2171	0,8196	0,1983
2	0,6627	0,1988	0,6588	0,1987	0,6713	0,1989
3	0,5870	0,1212	0,5960	0,1001	0,5643	0,1733
N <sup>2</sup>	2487		1692		795	
Test de Wilcoxon <sup>3</sup>	0,10 (0,7514)					

Notes : (1) Estimation par la méthode actuarielle. Episodes de non pauvreté censurés à gauche (c'est-à-dire trajectoires du type 0xxx) conservés. (2) Nombre d'épisodes de non pauvreté. (3) Le test de Wilcoxon permet de tester la significativité des différences de taux de survie entre les milieux urbain et rural.

\* significatif à 10 %, \*\* significatif à 5 %, \*\*\* significatif à 1 %.

Source : à partir des données RLMS.

**Tableau 6 : Taux de survie et taux de retour dans la pauvreté<sup>1</sup>. Russie 1994-2000.**

Nombre de vagues dans la pauvreté	National		Urbain		Rural	
	Taux de survie	Taux de retour	Taux de survie	Taux de retour	Taux de survie	Taux de retour
1	0,4	0,8571	0,3601	0,9410	0,4794	0,7038
2	0,3302	0,1911	0,297	0,1921	0,3963	0,1897
N <sup>2</sup>	580		386		194	
Test de Wilcoxon <sup>3</sup>	7,517 (0,0061)***					

Notes : (1) Estimation par la méthode actuarielle. Episodes de non pauvreté censurés à gauche (c'est-à-dire trajectoires du type 0xxx) exclus. Les transitions ont été ajustées selon la méthodologie de Bane, Ellwood (1986). (2) Nombre d'épisodes de non pauvreté. (3) Le test de Wilcoxon permet de tester la significativité des différences de taux de survie entre les milieux urbain et rural.

\* significatif à 10 %, \*\* significatif à 5 %, \*\*\* significatif à 1 %.

Source : à partir des données RLMS.

Que l'on s'intéresse aux épisodes de pauvreté ou de non pauvreté, la mise en œuvre d'une estimation non paramétrique a permis de montrer que les taux de sortie, d'entrée et de retour dans la pauvreté dépendaient négativement de la durée de l'épisode de pauvreté ou de non pauvreté. De plus, même si les taux de sortie présentent des valeurs élevées, l'importance des taux de retour après une période passée hors de la pauvreté indique que la sortie de la pauvreté n'est pas définitive la plupart du temps. Enfin, à court terme nous avons insisté sur l'importance des transitions de pauvreté en milieu urbain, en montrant à la fois qu'il semblait plus facile de sortir de la pauvreté dans les villes, mais qu'il était également plus facile d'y retourner. Les villes canaliseront donc l'essentiel des mouvements de court terme, la

situation sociale étant davantage figée dans les zones rurales. L'apport des ces estimations non paramétriques est toutefois à nuancer. Les valeurs absolues des taux de hasard, largement dépendantes de nos choix méthodologiques, doivent être prises avec prudence. En outre, cette analyse descriptive ne prend pas en compte l'influence de variables socioéconomiques sur les taux de hasard. L'analyse des déterminants des transitions de pauvreté requiert donc de dépasser cette simple approche descriptive pour passer à une analyse multivariée.

#### 4. DETERMINANTS DES TRANSITIONS DE PAUVRETE : L'APPORT DU MODELE LOGISTIQUE A TEMPS DISCRET

L'analyse multivariée des transitions de pauvreté suppose de recourir aux modèles économétriques de durée. Les modèles de type continu sont les plus couramment utilisés, qu'il s'agisse de modèles semi paramétriques ou de modèles paramétriques<sup>15</sup>. Toutefois, compte tenu de la nature des données sur la pauvreté, et notamment de la longueur de l'intervalle de temps entre deux vagues d'enquête, de deux ans ici, il apparaît nécessaire de discrétiser la variable de durée. A cet égard, le recours au modèle logistique à temps discret offre un cadre d'analyse adéquat en vue d'étudier l'influence des caractéristiques socioéconomiques et de la durée des épisodes sur les taux de sortie et d'entrée.

##### 1. Options économétriques

###### A. Présentation du modèle logistique à temps discret

Le risque à temps discret pour un individu  $i$ , au temps  $j$ , de quitter un état donné après  $y$  avoir passé une durée  $t$  est supposé être une fonction de hasard logistique standard [Prentice, Gloecker (1978)]:

$$\lambda_{ij}(t) = \frac{\exp[\alpha(t) + \beta' X_{ij}]}{1 + \exp[\alpha(t) + \beta' X_{ij}]} \quad (6)$$

Où  $\beta$  est un vecteur de paramètres à estimer et  $X_{it}$  une matrice de variables explicatives qui diffèrent entre individus et éventuellement dans le temps. Dans le cas d'un modèle logistique à temps discret, la probabilité à estimer n'est pas uniquement une fonction des caractéristiques des ménages, mais également une fonction du temps. Ainsi, la forme fonctionnelle  $\alpha(t)$  décrit comment la durée des épisodes affecte le taux de hasard. Le *logit*, c'est-à-dire le logarithme du

<sup>15</sup> Les modèles de durée continus prennent la plupart du temps la forme d'un *modèle à hasard proportionnel* dont l'expression générale est donnée par :

$$\lambda_{ij}(t) = \lambda_0(t).exp(X'_{ij} \beta)$$

Où  $\lambda_0(t)$  est le taux de hasard de base pour une durée  $t$  supposée continue et un vecteur de variables explicatives 0. Dans le modèle semi paramétrique de Cox, la méthode du maximum de vraisemblance partiel permet d'estimer  $\beta$  sans avoir à spécifier la forme du hasard de base. Pour les modèles paramétriques, en revanche, il convient de choisir une forme fonctionnelle spécifique pour le hasard de base. Les principales lois utilisées sont les distributions Exponentielle, Weibull, Gompertz, Log-logistique et Gamma. Dans le cas, par exemple, où le hasard de base est supposé constant [ $\lambda_0(t) = \lambda_0$ ], on est dans le cadre du modèle exponentiel. Les *modèles à vie accélérée* constituent l'autre grande catégorie de modèles continus. Ce sont en fait des modèles de régression standards appliqués au logarithme du temps de survie. Pour une présentation complète des modèles continus, se reporter à Kiefer (1988), Courgeau, Lélièvre (1989) et Lancaster (1990).

rapport du risque conditionnel de la réalisation l'évènement au risque conditionnel de sa non réalisation est une fonction linéaire des caractéristiques socioéconomiques plus le terme traduisant la dépendance à la durée :

$$\log \left( \frac{\lambda_{ij}(t)}{1 - \lambda_{ij}(t)} \right) = \alpha(t) + \beta' X_{ij} \quad (7)$$

Le modèle logistique à temps discret offre une réelle souplesse à travers la spécification du terme captant la dépendance à la durée. Trois spécifications de  $\alpha(t)$  pourront être adoptées [Le Goff, Forney (2003b)] : (i) une spécification similaire à un modèle *Gompertz* en temps continu de la forme  $\alpha(t) = c + at$  ; (ii) une spécification similaire à un modèle *Weibull* en temps continu de la forme  $\alpha(t) = c + a \cdot \log(t)$  ; (iii) une spécification similaire à un modèle *Piecewise* (ou exponentiel) en temps continu de la forme  $\alpha(t) = c + \sum_{k=1}^t g_k a_k$ , où  $a_k$  est une

constante sur l'intervalle de temps  $k$  ( $t ; t+k$ ) et  $g_k$  une variable binaire qui est égale à un si l'on se situe sur l'intervalle  $k$  et zéro sinon. Le modèle s'estime par la méthode du maximum de vraisemblance [Allison (1982)]. Soit  $\delta_i$  une variable binaire indiquant si l'épisode est complet ( $\delta_i = 1$ ) ou censuré à droite ( $\delta_i = 0$ ), la fonction de vraisemblance du modèle est :

$$L = \prod_{i=1}^n [\Pr(T_i = t)]^{\delta_i} [\Pr(T_i > t)]^{1-\delta_i} \quad (8)$$

Et si  $y_{ij}$  est une autre variable dichotomique égale à 1 si le ménage  $i$  connaît l'évènement au temps  $j$  et 0 sinon, on montre que la fonction log de vraisemblance est donnée par<sup>16</sup> :

$$\text{Log}L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^t [y_{ij} \log(\lambda_{ij}) + (1 - y_{ij}) \log(1 - \lambda_{ij})] \quad (9)$$

En fait, si l'on se réfère à la forme du log de vraisemblance, l'estimation d'un modèle logistique à temps discret revient à estimer un modèle logistique standard sur la probabilité de connaître l'évènement pour un fichier de type épisodes / périodes, où on attribue une observation à chaque période de l'épisode<sup>17</sup>. Ainsi, à un épisode de deux périodes, sont attribuées deux observations. La variable dépendante prend alors la valeur 1 si sur la période considérée on observe l'évènement étudié et zéro sinon. Un autre aspect important concerne les épisodes censurés à gauche. Le choix a été fait ici de les conserver, conformément à Iceland (1997) et Canto (2002). En effet, selon Iceland, l'exclusion de ce type d'observations, dans le cadre d'un modèle logistique à temps discret, introduit un biais plus important, notamment parce que cela suppose d'exclure les épisodes longs, c'est-à-dire dans notre cas les épisodes de pauvreté ou de non pauvreté de quatre périodes. Une telle démarche présente également un avantage pratique en permettant d'augmenter sensiblement le nombre d'observations. En définitive, deux estimations seront menées distinctement : une pour les chances de sortie de la pauvreté et une pour le risque d'entrée dans la pauvreté.

<sup>16</sup> Voir Le Goff, Forney (2003b), pp. 8-9.

<sup>17</sup> On parle de fichier épisodes / périodes et non de fichier ménages / périodes puisqu'on prend en compte les épisodes multiples.

## B. Spécification des variables explicatives : la prise en compte du comportement stratégique de ménages

Les variables prises en compte dans l'analyse sont de deux types. Premièrement, un ensemble de variables standards vise à rendre compte de l'influence des caractéristiques du chef de ménage (âge, nationalité, genre, nombre d'années d'instruction) et des caractéristiques générales du ménage (localisation géographique, proportion d'enfants et de retraités, proportion d'actifs). Pour le modèle relatif au taux de sortie de la pauvreté est également prise en compte l'intensité de la pauvreté ( $P_I$ )<sup>18</sup>. De manière symétrique, pour le modèle d'entrée dans la pauvreté, a été calculé un indice d'intensité de la non pauvreté<sup>19</sup>. Par ailleurs la variable dichotomique captant l'influence des arriérés de salaires n'est prise en compte que pour le modèle d'entrée dans la pauvreté : il est en effet assez intuitif de considérer qu'une telle variable est déterminante dans l'explication des entrées dans la pauvreté. Deuxièmement, un groupe de variables plus spécifique à l'analyse des transitions de pauvreté a pour ambition d'analyser le comportement stratégique des ménages à court terme<sup>20</sup>, afin d'expliquer pourquoi des ménages comparables sur le plan des caractéristiques socioéconomiques et démographiques présentent des trajectoires de pauvreté différentes. Par stratégie de survie, nous entendons les stratégies socioéconomiques mises en œuvre par les ménages pour faire face à la pauvreté et dont l'objet est la captation de ressources. L'avantage d'un raisonnement en termes d'entrées et sorties dans / de la pauvreté tient à ce qu'il nous permet d'introduire la distinction entre deux types de comportements. Dans le cas des sorties de la pauvreté, on parlera de stratégies de *promotion*, c'est-à-dire des mécanismes mis en œuvre par les familles pour favoriser leur sortie de la pauvreté. Une stratégie sera alors considérée comme viable si elle influence à la hausse et significativement le taux de sortie de la pauvreté. A l'inverse, dans le cas de l'analyse des entrées dans la pauvreté, on parlera davantage de stratégies de *prévention*, c'est-à-dire des actions préventives mises en œuvre par les ménages face à un risque d'entrée dans la pauvreté. Dans ce cadre, une stratégie sera jugée efficace si elle favorise une diminution du taux d'entrée dans la pauvreté. Six types de stratégies sont retenus<sup>21</sup> : (i) le recours à l'emprunt ; (ii) l'accès aux transferts privés<sup>22</sup> ; (iii) le recours à la production domestique appréhendé par la part dans le revenu du ménage de la production domestique ; (iv) l'accès aux transferts sociaux publics<sup>23</sup> ; (v) l'accès du chef de ménage à un emploi secondaire qu'il soit formel ou informel ; (vi) la vente d'actifs détenus par les ménages. Finalement, le modèle est complété, d'une part, par une variable dichotomique égale à un si le ménage a connu un autre épisode précédemment, et d'autre part, par un ensemble de variables binaires marquant la date d'entrée dans la pauvreté ou la non pauvreté.

Précisons que le choix a été fait de ne pas prendre en compte de variables d'évènements et ce essentiellement parce que, compte tenu de la forme des fichiers (épisodes / périodes), la mise en œuvre d'un modèle logistique à temps discret permet de travailler à partir de variables

---

<sup>18</sup> Il s'agit de l'écart de pauvreté normalisé, dont l'expression pour un ménage pauvre  $i$  est  $(z - y_i) / z$ , avec  $y_i$  la dépense en équivalent adulte et  $z$  le seuil de pauvreté.

<sup>19</sup> L'intensité de la non pauvreté pour un ménage non pauvre  $i$  est donnée par  $(y_i - z) / z$ .

<sup>20</sup> La durée des épisodes est trop courte pour pouvoir juger de la pertinence d'une stratégie à long terme, et ce n'est de toute façon pas l'objet de nos propos.

<sup>21</sup> Cette liste ne se veut pas exhaustive, mais regroupe les principales stratégies mises en avant dans les études appliquées à la Russie. Pour plus de précisions sur le comportement stratégique des ménages en Russie, se reporter à Clarke (1999), Lokshin, Yemtsov (2001) et Foley (2003). Nous ne traitons ici que des stratégies ayant trait aux sources de revenu. Mais la modification de la structure des dépenses de consommation (coupes budgétaires par exemple), tout comme la migration interne ou externe sont d'autres composantes de ces stratégies que nous n'abordons pas dans la présente étude.

<sup>22</sup> Il s'agit des transferts en provenance de la famille, des amis et d'organisations non gouvernementales.

<sup>23</sup> Les transferts publics retenus ici sont les pensions, les allocations familiales et les indemnités chômage.

explicatives variant dans le temps. La prise en compte simultanée de variables événements et de variables de contrôle dépendant du temps aurait impliqué une redondance d'information pesant sur la qualité des modèles.

## 2. Evidence empirique

### A. Déterminants des taux de sortie de la pauvreté

Le tableau A-1, reporté en annexes, présente la valeur des paramètres du modèle logistique à temps discret sans variables explicatives, pour les trois spécifications du terme de durée présentées précédemment. En premier lieu, les trois estimations confirment la dépendance négative à la durée des taux de sortie de la pauvreté. Si l'on se réfère au modèle Piecewise, par exemple, les deux variables dichotomiques de durée sont significatives et agissent négativement sur le taux de sortie. De plus, l'effet marginal en valeur absolu est croissant avec la durée. Cette dépendance négative à la durée apparaît également dans les deux autres modèles puisque les variables *durée* et *logarithme de la durée* influencent négativement et significativement le taux de hasard. En second lieu, le critère d'information d'Akaike indique qu'une spécification de type Piecewise est la plus appropriée pour modéliser les taux de sortie de la pauvreté dans la mesure où c'est pour ce modèle qu'il est le plus faible : 1,220 contre 1,222 et 1,228 respectivement pour les modèles Gompertz et Weibull.

Les résultats de l'estimation du modèle Piecewise pour le taux de sortie avec l'ensemble des variables explicatives sont reportés dans le tableau 7. La spécification générale du modèle est satisfaisante. Le test de Chi<sup>2</sup> indique que les coefficients pris simultanément sont significativement différents de zéro. On notera par ailleurs que plus de deux tiers des observations sont correctement prédites par le modèle. Les estimations corroborent la dépendance négative à la durée : un accroissement de la durée de l'épisode de pauvreté conduit à une augmentation du taux de hasard. Ainsi les taux de sortie prédits par le modèle sont de 0,42, 0,30 et 0,07 après respectivement une, deux et trois périodes de pauvreté. Il apparaît également que le fait pour un épisode de débiter après 1996 plutôt qu'en 1994 agit négativement sur la probabilité de sortie de la pauvreté (il faut notamment y voir l'effet de la crise financière de 1998). Enfin, on remarquera l'influence primordiale des épisodes multiples. Un ménage qui a connu un épisode de pauvreté antérieur, durant la période couverte par le panel, a d'autant moins de chances de quitter la pauvreté. L'examen du signe et de la significativité des coefficients sur les différentes caractéristiques socioéconomiques, appelle deux groupes de commentaires.

Il convient, en premier lieu, d'examiner le rôle des caractéristiques générales du ménage et du chef de ménage. Les résultats font état de l'importance de la localisation géographique en tant que déterminant du taux de sortie de la pauvreté : le fait de résider en milieu urbain plutôt qu'en milieu rural, que ce soit dans une métropole ou dans une petite agglomération, renforce sensiblement les chances de sortir de la pauvreté, toutes choses étant égales par ailleurs. En outre, les ménages gérés par une femme ont une probabilité de rester en situation de pauvreté plus importante que les ménages dont le chef est un homme. Ainsi, les taux de sortie après une période de pauvreté, prédits par le modèle, s'élèvent respectivement à 0,45 et à 0,37 pour les ménages gérés par un homme ou par une femme. La nationalité, le nombre d'années d'instruction du chef et la proportion d'enfants dans le ménage n'ont pas d'influence significative. En ce qui concerne l'âge, il apparaît que les ménages dont le chef a plus de 60 ans ont une probabilité de rester dans la pauvreté plus élevée que les ménages gérés par des chefs âgés de 18 à 39 ans (toutes choses égales par ailleurs). Ce résultat met en exergue la fragilité des ménages de retraités, qu'il s'agisse de célibataires ou de couples. Le taux de

**Tableau 7 : Coefficients de régression des modèles logistiques à temps discret pour les taux de sortie (de type *Piecewise*) et les taux d'entrée (de type *Gompertz*). Russie 1994-2000.**

	Taux de sortie de la pauvreté Modèle Piecewise			Taux d'entrée dans la pauvreté Modèle Gompertz		
	Coeff.	t <sup>1</sup>	Eff. Marg. <sup>2</sup>	Coeff.	t <sup>1</sup>	Eff. Marg. <sup>2</sup>
<b>Constante</b>	-0,2477	-0,592	-0,0530	1,9758	6,006***	0,1864
<b>Dépendance à la durée</b>						
Durée				-0,7157	16,226***	-0,0675
<i>Variabiles binaires de durée</i>						
2	-0,6762	-5,383***	-0,1338			
+ de 2	-2,6092	-10,054***	-0,3451			
<b>Début de la période de non pauvreté<sup>3</sup></b>						
1996	-0,0826	-0,618	-0,0176	0,2691	1,852*	0,0279
Après 1996	-0,7156	-4,956***	-0,1462	-0,0370	-0,139	-0,0034
<b>Episode multiple</b>	-1,3323	-5,410***	-0,2201	-1,4023	-4,702***	-0,0863
<b>Localisation géographique<sup>4</sup></b>						
Métropoles	0,7051	3,034***	0,1648	0,0167	0,103	0,0015
Zones urbaines intermédiaires	0,3275	2,532**	0,0692	-0,2287	-2,281**	-0,0221
<b>Caractéristiques du chef de ménage</b>						
Sexe	0,2282	1,823*	0,0482	-0,2487	-2,654***	-0,0248
Nationalité	0,0631	0,429	0,0134	0,2791	2,648***	0,0245
Nombre d'années d'instruction	-0,0152	-0,563	-0,0032	-0,0361	-1,752*	-0,0034
<i>Classe d'age<sup>5</sup></i>						
40-60 ans	-0,1707	-1,219	-0,0361	-0,1718	-1,806*	-0,0160
+ de 60 ans	-0,4499	-1,705*	-0,0937	-0,4400	-2,341**	-0,0379
<b>Caractéristiques du ménage</b>						
Proportion d'enfants	0,3582	0,961	0,0766	-0,8432	-3,179***	-0,0795
Proportion de retraités	0,5902	1,718*	0,1263	0,0287	0,120	0,0027
Intensité de la non pauvreté (P1)	-0,6476	-2,918***	-0,1386			
Intensité de la non pauvreté (NP1)				-0,2218	-8,350***	-0,0209
Proportion d'employés	0,3298	1,492	0,0706	-1,1086	-6,495***	-0,1045
Arrière de salaire				0,3290	3,070***	0,0339
<b>Stratégies de promotion</b>						
Recours à l'emprunt	0,0433	0,342	0,0093	0,1965	2,078**	0,0194
Accès aux transferts privés	-0,1470	1,129	0,0319	-0,0322	-0,343	-0,0030
Accès aux transferts sociaux	-0,1332	-1,018	-0,0286	-0,1622	-1,724*	-0,0155
Part de la production domestique						
dans le revenu	0,6317	2,941***	0,1352	-0,2068	-1,233	-0,0195
Vente d'actifs	0,1216	0,395	0,0265	0,0502	0,304	0,0048
<i>Emploi secondaire</i>						
Emploi secondaire formel	0,1687	0,301	0,0372	-0,1898	-0,761	-0,0166
Emploi secondaire informel	0,5592	1,649*	0,1297	-0,0330	-0,166	-0,0030
<b>N</b>		1918			6434	
Log de vraisemblance		-1085,930			-2360,113	
Test du rapport de vraisemblance <sup>6</sup>		311,374***			620,739***	
R <sup>2</sup> Nagelkerke <sup>7</sup>		0,206			0,163	
Pseudo R <sup>2</sup> de McFadden <sup>8</sup>		0,126			0,116	
Critère d'Akaike <sup>9</sup>		1,157			0,741	
Cas bien prédits		66,90%			85,30%	

Notes : (1) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le coefficient estimé et l'erreur type. (2) Variation des chances de connaître l'évènement relativement aux chances de ne pas le connaître due à une variation d'une unité de la variable explicative considérée. (3) Base = 1994. (4) Base = zones rurales. (5) Base = 18-39 ans. (6) Test de significativité simultanée de l'ensemble des coefficients du modèle. La statistique de test est égale à  $-2(\log L_C - \log L_{NC})$  et suit une loi de  $\chi^2$  à K degrés de liberté avec  $\log L_C$  le log de vraisemblance du modèle contraint n'incluant que la constante,  $\log L_{NC}$  le log de vraisemblance du modèle non contraint et K le nombre de variables explicatives. (7) R<sup>2</sup> Nagelkerke égal à  $[1 - (\log L_{NC}/\log L_C)^{2/n}] / [1 - (\log L_{NC})^{2/n}]$ . (8) pseudo R<sup>2</sup> de McFadden égal à  $1 - (\log L_{NC} / \log L_C)$ . (9) Critère d'information d'Akaike égal à  $-2(\log L_{NC} - K) / n$ .

\* significatif à 10 % ; \*\* significatif à 5 % ; \*\*\* significatif à 1 %.

Source : à partir des données RLMS.

sortie après une période de pauvreté prédit par le modèle, pour ces ménages, est de 0,38 alors qu'il atteint 0,42 pour l'ensemble des ménages. Néanmoins, et paradoxalement, si l'on se réfère à la variable mesurant la part des retraités dans le ménage, il semble que la présence de retraités dans des familles élargies tend à augmenter la probabilité de sortie de la pauvreté. Autrement dit, et il s'agit là d'une spécificité Russe, les retraités, lorsqu'ils appartiennent à une famille nombreuse, ne pèsent pas sur les ressources du ménage et contribuent au contraire à son bien-être en assurant une part importante des travaux domestiques mais également par le biais de leur pension et des revenus provenant d'une éventuelle activité secondaire [World Bank (1999), OCDE (2001)]. Concernant l'influence de la situation du ménage sur le marché du travail, la proportion d'actifs, non statistiquement significative, indique que la position du ménage en terme d'emploi n'est pas décisive dans l'explication des taux de sortie. Finalement, l'écart de pauvreté est un déterminant important des chances de quitter la pauvreté. Comme l'on pouvait s'y attendre, plus l'intensité de la pauvreté pour un ménage est élevée, moins il a de chance de quitter la pauvreté. La probabilité de sortie de la pauvreté dépend par conséquent à la fois de la durée et de l'intensité de la pauvreté.

Intéressons nous en second lieu à l'influence des stratégies. Il apparaît d'une part que l'accès aux transferts privés et aux transferts publics ne constitue pas une stratégie de promotion viable. En effet, ces deux variables agissent à la baisse sur le taux de sortie de la pauvreté et traduisent donc davantage un état de dépendance des ménages pauvres qu'elles ne constituent une stratégie de survie. Le recours à la production domestique, d'autre part, joue un rôle crucial. La variable mesurant la part de la production domestique dans le revenu des ménages est positivement et significativement (pour un seuil de 1 %) corrélée au taux de sortie de la pauvreté. En d'autres termes, un recours plus intensif à la production domestique renforce sensiblement les chances, pour un ménage, de sortir de la pauvreté. Les taux de hasard prédits après une période de pauvreté sont respectivement de 0,43 pour les ménages ayant accès à la production domestique et de 0,40 pour les ménages n'y ayant pas accès. En filigrane, c'est donc l'accès à la terre qui s'avère décisif<sup>24</sup>. A côté du recours à la production domestique, l'accès à un emploi secondaire informel constitue une autre stratégie de promotion efficace, même si l'effet de cette variable est juste significatif. Il convient à cet égard de remarquer l'importance des activités secondaires en Russie, qu'elles soient formelles ou informelles. D'après l'échantillon de panel, 8,2 % des chefs de ménage exerçaient une activité secondaire en 1994. Ils étaient encore près de 6 % en 2000. Enfin, les variables de recours à l'emprunt et de vente d'actifs tendent à augmenter les chances de sortie de la pauvreté, mais ne sont pas significatives.

### *B. Déterminants des taux d'entrée dans la pauvreté*

Le tableau A-2, reporté en annexes, affiche la valeur des paramètres du modèle logistique à temps discret n'incluant que le terme de durée. Premièrement, les estimations pour les trois formes fonctionnelles traduisent la dépendance négative à la durée du taux d'entrée dans la pauvreté. Le risque pour un ménage d'entrer dans la pauvreté est donc d'autant plus faible que ce dernier est resté longtemps en situation de non pauvreté. Si l'on se réfère deuxièmement au critère d'Akaike, une spécification de type Gompertz semble la plus adaptée afin de modéliser les taux d'entrée. A cet égard, le tableau 7 présente les résultats de l'estimation de ce modèle incluant les différentes caractéristiques socioéconomiques. Même si

---

<sup>24</sup> L'importance de l'accès à la terre en Russie trouve son origine sous le régime Soviétique, lorsque Staline, en 1935, a autorisé les paysans à exploiter un lopin de terre. Aujourd'hui encore, une grande partie des familles Russes a accès à la terre : 92,1 % en milieu rural et 60,7 % en milieu urbain, une majorité de citoyens disposant d'une parcelle de terre à l'extérieur de la ville. Pour une analyse plus précise du rôle de la production domestique en Russie, se référer à OCDE (2001), p. 26. Voir également Levinson *et al.* (2002).

le  $R^2$  est relativement faible, notamment par rapport au modèle sur le taux de sortie, plus de 85 % des cas sont bien prédits accordant par là même une certaine robustesse au modèle. La dépendance négative à la durée des taux d'entrée est confirmée comme en témoignent les taux de hasard prédits qui s'élèvent à 0,22, 0,15 et 0,08 après respectivement une, deux et trois périodes passées hors de la pauvreté. La date de l'entrée dans la pauvreté a peu d'influence. En revanche, les ménages ayant connu précédemment un autre épisode de non pauvreté présente un taux de hasard inférieur à la moyenne.

Examinons en premier lieu le rôle des caractéristiques traditionnelles du ménage. Le fait de résider dans une petite agglomération réduit sensiblement le risque d'entrée dans la pauvreté par rapport aux zones rurales. Par contre, il n'y a pas de différences significatives entre les métropoles et les campagnes. L'effet du genre du chef de ménage est fortement significatif : les ménages gérés par une femme présentent un risque d'entrée dans la pauvreté supérieur aux ménages gérés par un homme. Les taux de hasard après une période passée hors de la pauvreté prédits par le modèle sont respectivement de 0,27 et 0,21 pour ces deux catégories. La nationalité du chef de ménage joue également un rôle important. La forte significativité et le signe positif du coefficient laissent à penser que les non Russes présents dans l'échantillon sont essentiellement issus de couches sociales aisées. Ainsi, 55 % des ménages gérés par un étranger n'ont jamais connu la pauvreté alors que seuls 48,7 % des familles Russes l'ont évitée. Le nombre d'années d'instruction du chef, même s'il n'est significatif qu'à 10 %, influence négativement le taux d'entrée dans la pauvreté. Par ailleurs, le modèle met en évidence une relation décroissante entre l'âge et le risque d'entrée dans la pauvreté. La tendance est donc inverse à celle du modèle de sortie de la pauvreté. Les ménages de retraités sont moins soumis que la moyenne au risque d'entrée dans la pauvreté, mais ont également moins de chances d'en sortir. Cette situation paradoxale trouve une explication dans la position figée occupée par les retraités. En effet, un ménage de retraités se trouve en situation de pauvreté parce que la (les) pension(s) qu'il perçoit est (sont) insuffisante(s) et qu'il dispose de peu d'opportunités lui permettant de dépasser sa privation. Un ménage de retraités non pauvre bénéficie au contraire d'une pension importante, revenu fixe et régulier par définition, qui lui permet de limiter sa probabilité de tomber dans la pauvreté. En d'autres termes, c'est la position initiale occupée par le ménage qui est cruciale. L'influence de la part des enfants dans un ménage est également surprenante puisqu'elle est négativement et significativement corrélée au taux d'entrée dans la pauvreté. Trois justifications peuvent être avancées. Premièrement, le fait pour un couple d'avoir des enfants l'incite d'autant plus à se protéger face à un risque de pauvreté, et donc à mettre en œuvre des stratégies de prévention. Deuxièmement, le système de protection sociale Russe accorde facilement des prestations familiales, source de revenu fixe qui participerait à la protection du ménage<sup>25</sup>. Troisièmement, il convient de s'interroger sur le sens de la relation. La corrélation négative mise en évidence masque peut être une causalité inverse : c'est parce qu'un ménage est relativement aisé et donc protégé face à un risque de pauvreté qu'il décide d'avoir des enfants. Un tel comportement, assez classique en Russie, constitue une des explications de la diminution du taux de natalité durant la période de transition économique<sup>26</sup>. Incontestablement, les trois explications jouent. Autre facteur clé, la position du ménage sur le marché du travail joue un rôle central dans l'explication du risque d'entrée dans la pauvreté alors qu'elle n'influence pas significativement la probabilité de sortie de la pauvreté. Ainsi, la proportion d'actifs dans le ménage agit à la baisse sur le taux d'entrée dans la pauvreté. Un ménage dont les membres ont des difficultés pour accéder au marché du travail formel est

---

<sup>25</sup> Notons toutefois que le montant des prestations familiales perçu est faible. En 2000, d'après l'échantillon de panel, le montant moyen en équivalent adulte perçu par les familles bénéficiaires était inférieur à 10 % du seuil de pauvreté.

<sup>26</sup> Le taux de natalité est passé en Russie de 10,7‰ en 1992 à 8,7‰ en 2000.

donc davantage soumis au risque d'entrée dans la pauvreté. En outre, les ménages ayant du faire face à un arriéré de salaire présente un risque d'entrée dans la pauvreté supérieur. Après une période de non pauvreté, ce risque s'élève à 0,24 contre 0,22 pour l'ensemble des ménages. Finalement, suivant la même logique que le modèle précédent, l'intensité de la non pauvreté favorise une réduction du risque d'entrée. Dans des termes plus explicites, un ménage non pauvre a d'autant plus de chances de rester hors de la pauvreté que son niveau de vie est distant du seuil de pauvreté.

En second lieu, le rôle joué par les stratégies appelle plusieurs commentaires. Le recours à l'emprunt, d'une part, accentue significativement le risque d'entrée dans la pauvreté pour un ménage. En d'autres termes, il ne constitue pas une stratégie de prévention viable, mais renforce au contraire l'état de dépendance et donc la précarité des ménages. Le recours à la production domestique, d'autre part, même s'il agit négativement sur le taux d'entrée, n'est pas significatif. L'accès à la terre n'est donc pas aussi décisif en tant que stratégie de prévention qu'il ne l'est en terme de stratégie de promotion. De la même manière, l'accès aux transferts privés et l'accès à un emploi secondaire formel ou informel réduisent les taux d'entrée mais non significativement. En définitive, la seule stratégie de prévention efficace, si l'on se réfère au modèle, semble être l'accès aux transferts publics. La viabilité d'une telle stratégie, passive par définition, traduit une certaine efficacité des transferts sociaux en tant que mesure de prévention, comme nous l'avons déjà souligné plus haut en évoquant le rôle des pensions et des prestations familiales.

## 5. CONCLUSION

L'objectif de cet article était, compte tenu de la structure de panel des enquêtes RLMS, de recourir aux modèles de durée afin d'une part, d'estimer les taux de sortie, d'entrée et de retour de / dans la pauvreté par le biais d'une simple méthode non paramétrique, et d'autre part, d'étudier l'influence de certaines caractéristiques socioéconomiques sur ces probabilités de transition à partir d'une analyse économétrique. L'application des techniques de l'analyse de durée à la pauvreté pose plusieurs problèmes qui nécessitent d'opérer des choix dans l'analyse empirique. Même si ces différentes options constituent autant de limites, il s'avère que les analyses descriptives et économétriques ont produit un certain nombre de résultats remarquables.

Dans un premier temps, la mise en œuvre d'une méthode actuarielle non paramétrique a permis de mettre en exergue deux résultats importants. Premièrement, les taux de sortie, d'entrée et de retour de / dans la pauvreté dépendent négativement de la durée passée en situation de pauvreté ou de non pauvreté. Deuxièmement, les taux de sortie présentent des valeurs supérieures aux taux d'entrée, mais l'importance des taux de rentrée après une période de non pauvreté suggère que la plupart du temps, la sortie n'est pas définitive. Dans un second temps, une investigation économétrique, à partir de modèles logistiques à temps discret, a permis de dégager plusieurs faits saillants concernant l'influence des caractéristiques socioéconomiques des ménages. Nous avons d'une part insisté sur la position ambivalente des retraités, en montrant qu'ils avaient plus de chances de rester dans la pauvreté que la moyenne mais également un risque moindre d'y entrer. La situation du ménage sur le marché du travail, d'autre part, est cruciale en tant que déterminant du taux d'entrée mais a par contre peu d'influence sur le taux de sortie. Cette analyse a par ailleurs permis de discuter de la viabilité des stratégies de survie des ménages. Les résultats montrent en particulier que le recours à la production domestique, et donc l'accès à la terre, facilitent la sortie de la pauvreté et constituent de ce fait une stratégie de promotion efficace. En revanche, face à un risque

d'entrée dans la pauvreté, les ménages ont plutôt tendance à se reposer sur les pouvoirs publics, le système de protection sociale leur garantissant une certaine protection.

En définitive, la prise en compte des mouvements d'entrées et sorties en Russie, où prévaut une pauvreté essentiellement transitoire, est indispensable à la bonne compréhension des dynamiques sociales et donc à la mise en œuvre de politiques de lutte contre la pauvreté appropriées. La réforme du système de protection sociale héritée du régime soviétique, déjà engagée, se doit de tenir compte de ces divers aspects. L'efficacité du système de protection sociale doit être pensée à la fois en terme statique, à travers sa capacité à cibler les plus pauvres, et à la fois en terme dynamique, à travers sa faculté à protéger les ménages non pauvres face à un risque de pauvreté mais également à promouvoir les ménages pauvres [Ravallion (1996)]. Les institutions économiques internationales et les autorités russes ont eu tendance à se focaliser sur le volet protection. Or un système de protection sociale ne peut se limiter à un « filet de sécurité sociale » (*social safety net*) visant, par le biais de mécanismes compensatoires (allocations chômage, assistance sociale...) à aider les ménages faisant face à une érosion temporaire de leur bien-être [Lefèvre (2003)]. Il doit être conçu de manière plus globale en intégrant un ensemble de mécanismes de long terme s'attaquant aux causes et non plus seulement aux symptômes de la pauvreté. Il s'agit probablement là de l'une des clés de l'éradication de la pauvreté en Russie.

## Références bibliographiques

Allison, P.D. 1982, *Discrete-time methods for the analysis of event histories*, Sociological Methodology, Vol. 13, pp. 61-98.

Aslund, A. 1995, *How Russia became a market economy*, The Brookings Institution, Washington DC.

Bane, M.J., Ellwood, D. 1986, *Slipping in and out of poverty: the dynamics of spells*, Journal of Human Resources, Vol. 21(1), pp.1-23.

Canto, O. 2002, *Climbing out of poverty, falling back in: low incomes stability in Spain*, Applied Economics, Vol. 34(15), pp. 1903-1916.

Clarke, S. 1999, *Socioeconomic issues: poverty in Russia*, Problems of Economic Transition, Vol. 42, pp. 5-55.

Clément, M. 2003, *Dynamiques et persistance de la pauvreté en Russie*, Document de Travail n° 89, Centre d'Economie du Développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.

Courgeau, D., Lelièvre, E. 1989, *Analyse démographique des biographies*, Editions de l'INED, Paris.

Devicienti, F. 2001, *Poverty persistence in Britain: a multivariate analysis using the BHPS 1991-1997*, Journal of Economics, Suppl. 9, pp. 1-34.

Foley, M.C. 2003, *Pension arrears and survival mechanisms of the elderly in Russia during transition*, Economics Department, Davidson College.

Foster, J., Greer, J., Thorbecke, E. 1984, *A class of decomposable poverty measures*, *Econometrica*, Vol. 52, pp. 761-766.

Le Goff, J.M. 2003, *Modélisation des évènements du parcours de vie : une introduction*, Centre Lémanique d'études des parcours et modes de vie, Universités de Lausanne et de Genève.

Le Goff, J.M., Forney, Y. 2003a, *Estimations non paramétriques avec SPSS. Méthode de Kaplan Meier et méthode actuarielle*, Centre Lémanique d'études des parcours et modes de vie, Universités de Lausanne et de Genève.

Le Goff, J.M., Forney, Y. 2003b, *Mise en oeuvre des modèles logistiques à temps discret avec SPSS*, Centre Lémanique d'études des parcours et modes de vie, Universités de Lausanne et de Genève.

Greene, W.H. 1997, *Econometric Analysis*, Prentice Hall, Third Edition, London.

Iceland, J. 1997, *Urban labour markets and individual transitions out of poverty*, *Demography*, Vol. 34(3), pp. 429-441.

Jarvis, S., Jenkins, S.P. 1997, *Low income dynamics in 1990's Britain*, *Fiscal Studies*, Vol. 18(2), pp. 123-142.

Jenkins, S.P. 2000, *Modelling household income dynamics*, *Journal of Population Economics*, Vol. 13(4), pp. 529-567.

Jovanovic, B. 2000, *Russian roller coaster: expenditure inequality and instability in Russia 1994-1998*, *Review of Income and Wealth*, Vol. 47, pp. 251-271.

Kiefer, N.M. 1988, *Economic duration data and hazard functions*, *Journal of Economic Literature*, Vol. 26, pp. 649-679.

Klugman, J., Braithwaite, J. 1999, *Poverty in Russia during the transition: an overview*, *World Bank Research Observer*, Vol. 13, pp. 37-58.

Lancaster, T. 1979, *Methods for the duration of unemployment*, *Econometrica*, Vol. 47(4), pp. 939-956.

Lancaster, T. 1990, *The econometric analysis of transition data*, Cambridge University Press, Collection Econometric Society Monographs, Cambridge.

Lefèvre, C. 2003, *Organismes internationaux et protection sociale. Analyse de trois types de discours des années 90*. *Courrier des Pays de l'Est*, n° 1040, pp. 16-25.

Levinson, A., Stouchevskaya, O., Bocharova, O., Lerner, A. 2002, *The Russian Federation : struggling against the tide*. In Narayan, D. and Patti P. "Voices of the poor, from many lands", published for the World Bank, Oxford University Press, Oxford.

Lokshin, M., Popkin, B.M. 1999, *The emerging underclass in the Russian Federation: income dynamics, 1992-1996*, *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 47(4), pp. 803-830.

Lokshin, M., Yemtsov, R. 2001, *Household strategies for coping with poverty and social exclusion in post-crisis Russia*, PRWP n° 2556, World Bank.

Milanovic, B. 1998, *Income, inequality and poverty during the transition from planned to market economy*, World Bank, Washington DC.

Mroz, T. A., Popkin, B. 1995, *Poverty and the economic transition in the Russian Federation*, Economic Development and Cultural Change, Vol. 44, pp. 1-31.

OCDE 2001, *Fédération de Russie : la crise sociale*, OCDE, Collection Questions Sociales, Paris.

Prentice, R., Gloecker, L. 1978, *Regression analysis of grouped survival data with application to breast cancer data*, Biometrics, Vol. 34, pp. 57-67.

Ravallion, M. 1996, *Issues in measuring and modelling poverty*, Economic Journal, Vol. 106, p. 1328-1343.

Russian Economic Trends 2000, Stockholm Institute of Transition Economics and East European Economies.

Sachs, J. D. 1996, *The transition at mid decade*, American Economic Review, Papers and Proceedings, Vol. 86(2), pp. 128-133.

Sapir, J. 1999, *Chevauchant la tempête. L'économie russe de la crise financière d'août 1998 à la fin de l'été 1999*, dans Tableau de bord des pays d'Europe Centrale et Orientale 1999, Les Etudes du CERI n° 58.

Stevens, A. H. 1994, *Persistence in poverty and welfare: the dynamics of poverty spells: updating Bane and Ellwood*, American Economic Review, Papers and Proceedings, Vol. 84, pp. 34-37.

Swafford, M. 1997, *Sample of the Russian Federation. Rounds V, VI and VII of the RLMS*, Technical Report, Paragon Research International.

World Bank 1999, *Russia, targeting and the longer-term poor*, Report n° 19377-RU, Washington DC.

## Annexes

### Annexe n° 1 : Fonctions de survie et de hasard, méthode d'estimation actuarielle

Dans la méthode d'estimation actuarielle, on suppose que le risque instantané ou taux de hasard  $\lambda_i$  est constant tout au long de l'intervalle de temps  $[t_i; t_{i+1}]$ . Ceci implique  $\lambda(t_i) = \lambda_i$ . Considérons  $d_i$  le nombre d'individus qui connaissent l'évènement en  $t_i$ ,  $c_i$  le nombre d'individus qui sortent d'observation (censures à droite) en  $t_i$  et  $N_i$  le nombre d'individus soumis au risque de connaître l'évènement en  $t_i$ . La population  $P_i$  soumise au risque de connaître l'évènement dans l'intervalle de temps correspond au nombre d'individus n'ayant pas connu l'évènement au début de cet intervalle, diminué de la moitié des personnes ayant connu l'évènement et de la moitié des personnes étant sortie d'observation. Il s'agit en fait d'un nombre *moyen* d'individus, sur l'intervalle considéré, dont l'expression est :

$$P_i = N_i - \frac{1}{2}(d_i + c_i)$$

Sous l'hypothèse que les évènements et les sorties d'observation se produisent de manière uniforme et indépendamment les uns des autres, sur l'intervalle considéré, l'estimateur du risque instantané ou de la fonction de hasard  $\lambda(t_i)$  est donné par :

$$\lambda(t_i) = \frac{d_i}{N_i - \frac{1}{2}(d_i + c_i)}$$

Il s'agit d'un risque moyen sur l'intervalle de temps [Courgeau, Lelièvre (1989)]. Soit  $q_i$  le *quotient annuel* correspondant à la probabilité de connaître l'évènement durant l'intervalle de temps, en l'absence de sorties d'observation. Il est défini comme :

$$q_i = \frac{d_i}{N_i - \frac{1}{2}c_i}$$

Le complément de  $q_i$  à un,  $(1-q_i)$ , représente la proportion d'individus n'ayant pas connu l'évènement. L'estimateur non paramétrique de la fonction de survie ou de séjour, c'est-à-dire de la probabilité de rester dans la situation initiale, est alors :

$$S(t_i) = \prod_{t_j \leq t} (1 - q_j)$$

Annexe n° 2 :

**Tableau A-1 : Valeurs des paramètres des modèles à temps discret Piecewise, Gompertz et Weibull pour le taux de sortie de la pauvreté. Russie 1994-2000.**

	Modèle Piecewise			Modèle Gompertz			Modèle Weibull		
	Coeff.	t <sup>1</sup>	Eff. Marg. <sup>2</sup>	Coeff.	t <sup>1</sup>	Eff. Marg. <sup>2</sup>	Coeff.	t <sup>1</sup>	Eff. Marg. <sup>2</sup>
Constante	-0,2983	-5,129***	-0,0654	1,4252	7,365***	0,3156	1,2926	7,085***	0,2878
Durée	.	.	.	-0,8377	10,480***	-0,1855	.	.	.
Logarithme de la durée	.	.	.	.	.	.	-2,2253	10,478***	-0,4954
<i>Variables binaires de durée<sup>3</sup></i>									
2	-0,5206	-4,428***	-0,1081	.	.	.	.	.	.
+ de 2	-2,2919	-9,124***	-0,3341	.	.	.	.	.	.
Log de vraisemblance	-1167,748			-1170,749			-1175,932		
Critère d'Akaike <sup>4</sup>	1,22			1,222			1,228		

Notes : (1) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le coefficient estimé et l'erreur type. (2) Variation des chances de connaître l'évènement relativement au chances de ne pas le connaître due à une variation d'une unité de la variable explicative considérée. (3) Durée de l'épisode de non pauvreté. Base = 1 période. (4) Critère d'information d'Akaike :  $AIC = -2(\log L - K) / n$  avec K le nombre de variables explicatives et log L le log de vraisemblance.

\* significatif à 10 % ; \*\* significatif à 5 % ; \*\*\* significatif à 1 %.

Source : à partir des données RLMS.

**Tableau A-2 : Valeurs des paramètres des modèles à temps discret Piecewise, Gompertz et Weibull pour le taux d'entrée dans la pauvreté. Russie 1994-2000.**

	Modèle Piecewise			Modèle Gompertz			Modèle Weibull		
	Coeff.	t <sup>1</sup>	Eff. Marg. <sup>2</sup>	Coeff.	t <sup>1</sup>	Eff. Marg. <sup>2</sup>	Coeff.	t <sup>1</sup>	Eff. Marg. <sup>2</sup>
Constante	-1,3549	27,281***	-0,1533	-0,0062	-0,055	-0,0007	-0,0608	-0,531	-0,0069
Durée	.	.	.	0,611	15,193***	-0,0682	.	.	.
Logarithme de la durée	.	.	.	.	.	.	-1,6924	14,690***	-0,1932
<i>Variables binaires de durée<sup>3</sup></i>									
2	-0,2092	-2,565**	-0,0228	.	.	.	.	.	.
+ de 2	-1,3859	13,736***	-0,1387	.	.	.	.	.	.
Log de vraisemblance	-2551,726			-2531,108			-2549,373		
Critère d'Akaike <sup>4</sup>	0,794			0,787			0,793		

Notes : (1) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le coefficient estimé et l'erreur type. (2) Variation des chances de connaître l'évènement relativement au chances de ne pas le connaître due à une variation d'une unité de la variable explicative considérée. (3) Durée de l'épisode de non pauvreté. Base = 1 période. (4) Critère d'information d'Akaike :  $AIC = -2(\log L - K) / n$  avec K le nombre de variables explicatives et log L le log de vraisemblance.

\* significatif à 10 % ; \*\* significatif à 5 % ; \*\*\* significatif à 1 %.

Source : à partir des données RLMS.